

大学生の減塩意識の居住形式の違いによる差異の検討

大橋 洸太郎

Examines Differences in Salt Awareness among University Students with Different Styles of Living in a Questionnaire

Kotaro Ohashi

要約

本研究は、大学生が家族と同居しているか、一人暮らしであるかという居住形態の違いによって、減塩意識に関するアンケート得点に差異がみられるかどうかを検討することを目的とした。大学生120名に対する調査において、居住形態の違いには選択バイアスが含まれていることを仮定した上で、Big-V、主観的幸福感といった心理的指標を共変量とした傾向スコア法による分析を行ったところ、居住形態の違いによる有意差と中程度の効果量があることを確認した。また質問紙における減塩意識の居住形態の違いによる得点差について、実際に食塩摂取量を調査した先行研究と同様に、家族と同居していた群の方がより多くの塩分を摂取していたとみられる結果が得られたことを確認した。

キーワード：一人暮らし、減塩意識、選択バイアス、Big-V、主観的幸福感

Abstract

The aim of this study was to examine whether differences in questionnaire scores on salt awareness were found depending on whether university students lived with a family or lived alone. In a survey of 120 university students, a propensity score analysis (PSA) was conducted using psychological indicators such as Big-V and subjective well-being as covariates, assuming that there was a selection bias in the differences in style of living and confirmed that there were significant differences and a moderate effect size due to differences in style of living. Finally, it was also able to confirm that the difference in scores for salt awareness in the questionnaire between different types of residence was interpreted in the same way as in previous studies that have investigated salt intake.

1. 研究背景と目的

1.1 現代の大学生を取り巻く食環境

学生生活調査によれば、大学生(昼間部)のうち自宅から通学をしている者(以下、自宅生)が59.2%、下宿やアパート等に居住している者(以下、一人暮らし生)が34.0%、学生寮に居住する者(以下、寮生)が6.8%であったという[1]。この値は大学の4年制大学/短期大学の別、および国立

/公立/私立の別で異なるものの、最も同居生が多かった短期大学(昼間部)で自宅生 77.3%、一人暮らし生 17.6%、寮生 5.1%と、どの群にも自宅生、一人暮らし生および寮生が分布していることが伺える。親元を離れ、一人暮らしをする学生に対して懸念される事項のうちの1つが食生活であろう。本研究ではこのうち、自宅生と一人暮らし生に焦点を当てる。

学生の食事バランスについて、居住形態による影響について報告された研究は少なくない [2,3,4]。例えば、芦川・服部 (2013) では女子学生が一人暮らしを始めてからの変化について調査を行い、欠食の増加や間食や夜食の増加、外食の増加、主食だけの食事の増加、主菜の喫食量の減少などの変化が認められたことを報告している [2]。また江田・河崙・赤松・藤原 (2021) は、食事に金銭をかけることを惜しまない生活ができていた女子学生ほど健康的な食生活を送っていたことを示唆しており、その意味で Aggarwal, Rehm, Monsivais & Drewnowski (2016) で述べられた、栄養を重視する者については、学歴や収入とは独立に質の高い食事をとる傾向があることと同様な結果が得られたことが述べられている [3, 5]。この中で一人暮らしについても言及があり、収入に限られ、食事の準備を自身で行わなければならなかったことから主菜・副菜が揃った食事を摂取できる頻度が少なかったことが報告されている。

また、女性だけでなく男性についても食事のバランスの検討を行った Kakutani, Kamiya & Omi (2015) では、主食、主菜、副菜が揃った食事と、その栄養素との関連を調べ、これらが揃った食事の摂取頻度が高いほど、豆類や緑黄色野菜、魚介類等の食品の摂取が多く、加えてタンパク質、食物繊維、ビタミン等の栄養素の摂取も多いことが認められた [4]。この研究においても一人暮らし生がそうでない者に比較して主食、主菜、副菜が揃った食事の摂取頻度が有意に低かったことが分かっている。これらの先行研究から一致する見解は、一人暮らし生の食事は、健康バランスが悪いという事実である。

一方、Kakutani et al. (2015) では塩分 (Sodium) に関しては、主食、主菜、副菜が揃った食事の摂取頻度とは有意な差がみられなかったことも報告されている。その理由としては、日本人は西洋人と比較して塩分の摂取が基本的に多いことを挙げ、食塩の過剰摂取は血圧に悪影響を及ぼすことから、高血圧予防のためにも食塩摂取量を減らすことが推奨されるべきであり、食塩の過剰摂取が日本人の食生活において解決すべき重要な問題であることが述べられている。また江田ら (2021) の報告では、一人暮らし群は家族・その他と同居群に比較して有意に塩分摂取量が少なく、中央値の差は 0.3g であった (一人暮らし群：5.1 (g/1000 kcal)、家族・その他と同居群：5.4g/1000 kcal)。これを厚生労働省 (2020) における身体活動レベル「ふつう」、18～28歳の1日の推定エネルギー必要量の女性 2000kcal、男性 2650kcal に照らし合わせてみると [6]、一人暮らし群が女性 10.2g/日、男性 13.5g/日、家族・その他と同居群が女性 10.8g/日、男性 14.3g/日となる。先行研究において一人暮らし生は食事の品目が少ない、すなわちバランスの悪い食事をしていたものの、塩分の摂取量については差がみられなかったことを考慮すると、一人暮らし生は少ない品目の料理から、多くの塩分を摂取してしまっている可能性が考えられる。

1.2 食塩摂取に関する我が国の現状

食塩摂取に関する我が国の現状としては、厚生労働省 (2022) で報告された健康日本 21 (第二次) の最終報告書に「食塩摂取量の減少」の取組みが B* または C であったことが注目されている [7]。健康日本 21 は、我が国の健康増進を図る国民健康づくり運動である。その健康感には WHO が掲げる肉体的だけでなく、精神的な健康をも含む、人民の幸福の基礎たる世界保健憲章に則るものであ

り、食塩摂取に関しても様々な社会的取り組みが期待されている [8]。健康日本(第二次)では食塩摂取量の目標値は1日8gである一方、WHOの目標では1日5gとされている [7, 9]。最終報告書における最終評価時点(2021年)の結果は10.1g/日であり、江田ら(2021)の報告から計算した値と近いものとなっていた。最終報告書の評価からは、これからの更なる減塩についての取組が期待されていることが読み取れる。Wang & Labarthe (2011)によれば、塩分摂取に関連する高血圧対策について、食品中の食塩量の規制や消費者の減塩意識の啓発といったアプローチが費用対効果的であるという [10]。すなわちこれは社会的、個人的取組みの双方からの取組が重要であり、例えば製品中の塩分量の削減に関わる企業の取組みや消費者自体の考え方や意識の変容を促す取組みを指しており、企業については実際に最終評価報告における「食品中の食塩や脂肪の低減に取り組む食品企業及び飲食店の登録数の増加」項目も改善傾向が認められるB*評価となっている [7]。個人の意識に対する取組みとしては、新井・長谷川(2022)のように減塩意識と味覚、薄味の食事を摂る傾向との関連について質問紙や生理指標を用いた調査、分析も進められている [11]。この研究では、食品栄養科学生に対して減塩意識に関する質問紙調査やソルセイブ検査等を通じた味覚閾値の実験を行い、減塩意識の高い学生は麺類の汁を残したり、スナック菓子を食べることを控えたり、外食や中食をしないとといった傾向があったことが報告されている。本研究では、このような塩分摂取に対する個人の意識に注目したい。

1.3 本研究の目的

本研究では大学生の居住形態と、食塩摂取に関する意識との関連について取り上げたいと考えた。これまでに述べてきたように、西洋に比較して日本人は塩分摂取量が基本的に多く、これがWHOの目標基準と現状との乖離や、健康日本21における目標達成に向けた妨げになっている可能性がある。また、同居生は一人暮らし生に対してバランスの良い食事を行っている一方、それらに含まれる塩分によって一人暮らし生よりも多くの塩分摂取量となっていることが考えられる。このような構図は、塩分摂取の自覚、意識のレベルにもみられるだろうか。以上より、本研究では以下の仮説を検証する。

[仮説] 同居生は一人暮らし生に比較して、塩分摂取の自覚が高い

2. 方法

2.1 傾向スコア法とこの手法を選んだ理由

傾向スコア法は、ランダム化比較試験で想定されるような、介入群の個体の共変量を統制群と同等にするために、様々な統計的な調整を加える手法である [12]。星野(例えば2015, 2016, 2023等)によれば、傾向スコア法の前提として1970年代にRubin, D. B.によって提案されたRubinの因果効果という考え方が存在する。この因果効果の別名が平均介入効果(Average Treatment Effects, ATE)であり、 Y_1 を介入群の、 Y_0 を統制群の結果変数とすると、その期待値の差 $ATE = E(Y_1 - Y_0)$ で表すことができる。式中には結果変数の差のみが存在しているため、この期待値を条件の差、すなわち因果効果と呼んで良いと考える。次に、共変量の存在を想定する場合、2群で分布が異なる共変量 X について $E(Y_1 | X) - E(Y_0 | X)$ が成り立つ場合にも $E_X E(Y_1 - Y_0 | X) = E(Y_1 - Y_0) = ATE$ となることから、介入群と対照群で同じ共変量 X をもつペアをマッチングし、その結果変数の差

をとってから X について平均をとることで、因果効果がバイアスなく推定できる。共変量 X は多変数となることも自然であることから、共変量に基づいて個体が特定の群に割当てられる確率（これを傾向スコアと呼ぶ）に一元化してして割当を行う。このように因果効果を推定する手法が傾向スコア法である [12, 13, 14, 15]。

本研究ではこの傾向スコア法を用いたマッチングと、その結果を用いた因果効果の推定を行うことを検討した。傾向スコア法は行動科学、社会科学においてなされることが多い観察研究において、選択バイアスの脅威をできるだけ排除することで、より妥当な因果関係の推論を実現する手法である [12]。選択バイアスの1つに自己選択バイアスがある。これは個々人自身の選択によって、その選択をした者とそうでない者の間で特性が異なる可能性を指すバイアスである。すなわち、本研究で着目している「一人暮らし」「同居」も、学生個々人が自らそれらを選択した結果として群分けがなされたものであり、研究者がランダム割当を行い、学生達の半数を一人暮らし群に、もう半数を同居群に割当てたものではない。このため、居住環境の差異には自己選択バイアスが生じている可能性が考えられる。このようなバイアスの中には、例えば“外向的な性格だったため、一人暮らしを選択した。”、“外向的ではない性格だったため、家族と同居を選択した”といった交絡要因が含まれる可能性が否定できない。食の趣向のような心理的要因が含まれる分析を行う場合、パーソナリティ等の心理的要因を統制しておくことが重要であり、共変量を考慮した分析が適切であると考える。また本例のように、研究者の手で割当てを行うことが難しい場合には、以上のような傾向スコア法を用いることで「一人暮らし生」と「同居生」の間に塩分摂取の自覚に差があるかどうかを、それに係る共変量を統制した上で検討することが適切であると考えた。

2.2 想定した共変量

まず、目的変数とする塩分摂取の自覚は意識的・心理的な指標である。このため、塩分摂取に対する意識の高さについては、先述の通りその他の心理的な要因が関連しているのではないかと考える。本研究ではその要因の1つとして、まずパーソナリティを考慮した。食事行動とパーソナリティについては多くの研究がなされており、例えば Sutin & Teracciano (2017) では、Big-V の5つの各下位尺度、すなわち「外向性」「協調性」「勤勉性」「神経症傾向」「開放性」と特定の食行動との関連が述べられている [16]。例えば「勤勉性」はBMIや肥満と関連しているとされ、勤勉性の高い者はBMIが低く、肥満になりにくい傾向がある (Chapman, Fiscella, Duberstein, Coletta & Kawachi, 2009; Magee & Heaven, 2011; Sutin & Terracciano, 2016b など)。また、神経症傾向の高さは摂食障害のリスクを高める (Ferguson, Muñoz & Winegard, 2012) ことや、外向性と勤勉性の高さが身体活動の高さと、神経症傾向が身体活動の低さと関連している (Sutin et al., 2016; Wilson & Dishman, 2015 など)。このように、多くの食事、食行動と関連していることから、本研究では Big-V に代表されるパーソナリティ特性を共変量の1つと考えた。

次に Big-V と関連の深い指標に主観的幸福感 (Subjective Well Being, SWB) が挙げられる。堀毛 (2010) によれば、Big-V のうち外向性、誠実性、神経症傾向は主観的幸福感と 0.3 前後 (外向性、誠実性とは正、神経症傾向とは負) の相関をもち [20]、また、Steel, Schmitt & Schultz (2008) によるメタ分析では、幸福感和外向性および神経症傾向の間にそれぞれ 0.57, -0.51 の相関がみられ、協調性との間にも 0.36 の相関が報告されている [21]。このように、主観的幸福感についても関連があると考え、本研究では主観的幸福感についても共変量に設定した。またその他、性別、BMI、睡眠時間、運動習慣といった基本的な属性項目についても共変量と捉え、分析に組み込んだ。

共変量の選定には機械学習法の 1 つであるランダムフォレストを用い、傾向スコアの計算にはロジスティック回帰分析を用いた。因果効果の推定は傾向スコアの逆数を用いた逆確率重み付け推定法 (Inverse Probability Weighting, IPW) 推定で行った。分析には統計解析環境 R を用いた。

2.3 データの概要

本研究では、大学生 122 名 (年齢 18 ~ 22 歳) のうち、「家族と同居」をしていた 70 名と「一人暮らし」をしていた 50 名を分析対象とした。その際に、塩分摂取頻度の自覚に関しては新井・長谷川 (2022) の質問項目のうち [11]、塩分を多く含むと考えられる食品 8 項目 (汁物、塩蔵品、練り物、レトルト食品、スナック菓子、麺類、麺類の汁、しょうゆやソース) の摂取頻度と、塩蔵品を摂取しやすい行動と考えられる行動様式 2 項目 (外食の頻度・中食の頻度) の計 10 項目を取り上げた。パーソナリティについては小塩・阿部・カトローニ (2012) の日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) を [22]、主観的幸福感 (SWB) については伊藤・相良・池田・川浦 (2003) の主観的幸福感尺度を用いた [23]。またこのほか、「普段の睡眠時間 (時)」「普段の運動の程度 (5 段階)」「性別」「BMI (身長・体重の質問を取って計算)」についても調査を行った。

3. 結果

3.1 ランダムフォレスト法による共変量の選択

表 1 に、本研究で検討を行ったすべての共変量を説明変数として、「居住形態」を目的変数としてランダムフォレスト法を行った結果の、分類の正答数を示した。全体の数値としては Out-Of-Bag (OOB) は 35.83% であり、100-OOB=64.17% の正答率となっていた。本データのチャンスレベルは $70/120 \approx 58.3\%$ であることを考慮すると正答率の上昇の程度は 5 ~ 6% 程であった。また、「家族と同居」のみでの誤判別の割合は 54%、「一人暮らし」のみでの誤判別の割合は 23% と、同居生の分類の正解率がチャンスレベルを下回る一方、一人暮らし生の分類精度は 77% とチャンスレベルを上回る値となっていた。

表 1: ランダムフォレスト法による分類の正答数

	家族と同居	一人暮らし	誤判別率
家族と同居	23	27	0.54
一人暮らし	16	54	0.23

図 1 に、本研究で検討を行ったすべての共変量を説明変数として、「居住形態」を目的変数としてランダムフォレスト法を行い算出した重要度を示した。結果として、今回の結果では「性別」の影響が比較的小さく、また、「塩蔵品摂取頻度」の値が「居住形態」を予測する上で比較的大きな影響力を持っていることが伺えた。

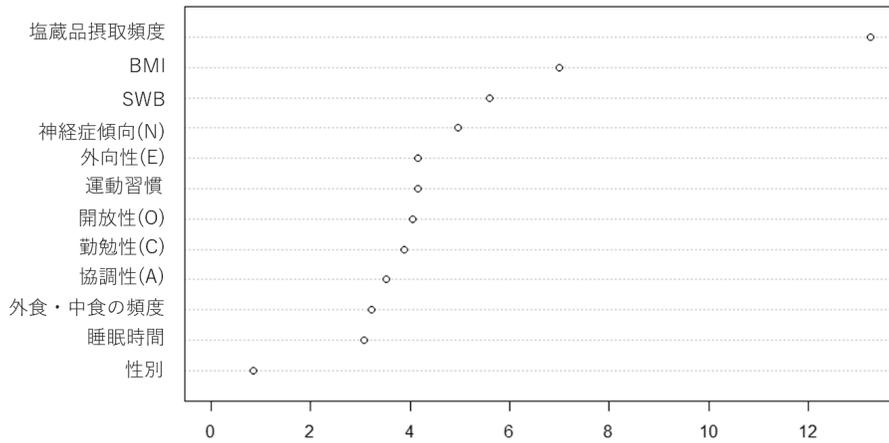


図1: 「居住形態」に対する重要度

これらの結果を受け、本研究では目的変数である「塩蔵品摂取頻度」と、重要度の小さかった「性別」を除いたすべての変数を「居住形態」に対する傾向スコア推定に用いることとした。

3.2 傾向スコアの推定

図2は、統制群を「一人暮らし」、処置群を「家族と同居」とした場合の、共変量調整前後での傾向スコアの分布を示している。この図からは、調整前の分布のうち、「家族と同居」群の分布が左に裾を引いた形状であった部分が調整後に修正されていたことが分かった。図3は調整前後での、統制群と処置群の間の各変数の標準化平均差の絶対値 (Absolute standardized mean difference) を示したものである。図中の破線は慣例的な基準となる0.1のラインを示しており、図中の“+”が調整前、“○”が調整後の値となっている。共変量調整の結果、統制群、処置群においてすべての変数の平均差が基準以内に収まっていた。

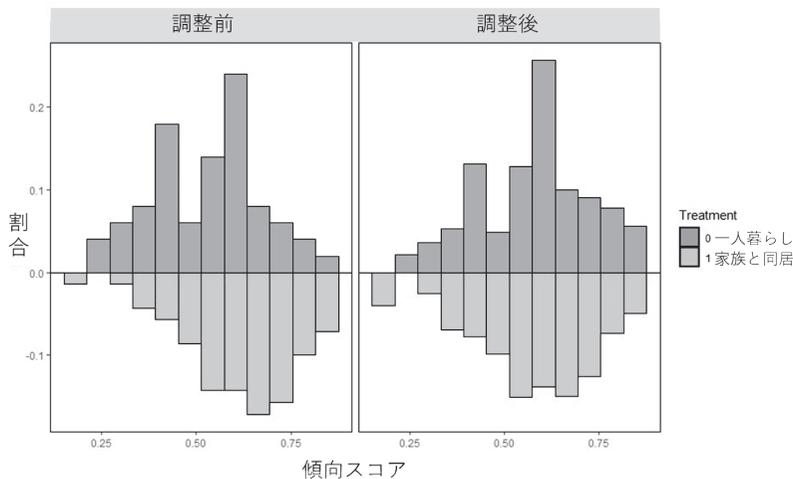


図2: 共変量調整の前後での傾向スコアの分布

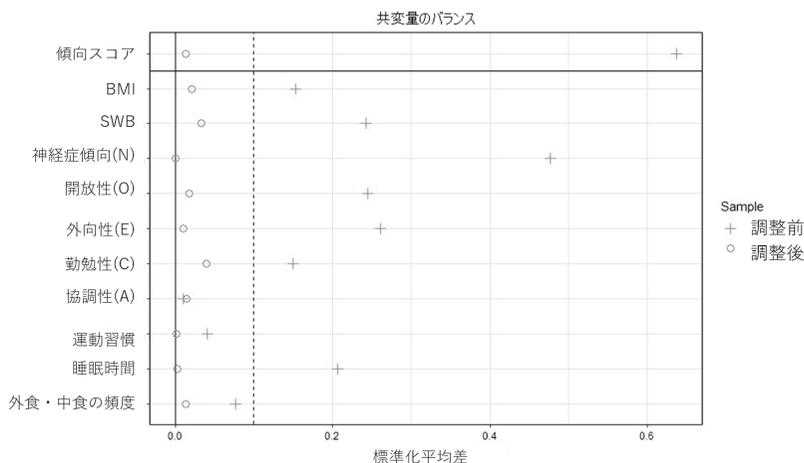


図 3：共変量調整の前後での群間の共変量のバランス

3.3 因果効果の推定と感度分析

表 2 に、共変量調整を行った群間での、「塩蔵品摂取頻度」得点の差異について検定を行った結果を示した。マッチングを行った上での比較の結果、「居住形態」には 0.1%水準の有意差がみられた ($t(118)=4.777, p<.001$)。また、この値から効果量を計算したところ $r=0.40$ と中程度の大きさの値が得られた。よって一人暮らし生と同居生を比較した場合、後者の方が平均的に 2.98 点程、「塩蔵品摂取頻度」得点が高かったことが明らかとなった。決定係数は $R^2=0.157$ であり、「塩蔵品摂取頻度」の分布に占める「居住形態」の分散説明率は 15%程度であった。

	推定値	標準誤差	t値	Pr(> t)
切片	15.499	0.495	31.333	<2e-16***
居住形態	2.984	0.625	4.777	5.17e-06***

表 2：共変量調整を行った群間での「塩蔵品摂取頻度」得点の差異

表 3 に感度分析の結果を示した。この値はウィルコクソン符号順位 p 値に対するローゼンバウムの感度検定によるものであり、Gamma は観察されない要因により処置状態への割当が異なることに対するオッズである [13]。すなわち、追加の交絡因子がない場合 (Gamma=1) の場合には本研究のような有意差が得られる可能性が高いものの、Gamma=1.1 の段階で既に有意差の上限が 0.05 を越えてしまっている。観察されない交絡要因の共変量の値によって一人暮らし群と同居群に分かれる選択が起きているオッズが 1.1 倍になった時点で今回の結果は有意でなくなる可能性があり、要因次第で結果が変わる可能性が小さくなかったことを示唆している。

表 3：感度分析の結果

Gamma	下限	上限
1.0	0.0190	0.0190
1.1	0.0046	0.0609
1.2	0.0010	0.1423
1.3	0.0002	0.2635
1.4	0.0000	0.4096
1.5	0.0000	0.5585
1.6	0.0000	0.6911

4. 考察

本研究の目的は、本研究では大学生の居住形態と、食塩摂取に関する意識との関連について、同居生が一人暮らし生に比較して塩分摂取の自覚が高いのではないかと、という仮説を検証することであった。120名の大学生について、同居していることが一人暮らしに比較してどれほど塩蔵品摂取頻度の得点が高くなるか、共変量を加味した上で比較を行ったところ、群間に有意差がみられた。この結果は一人暮らし生に対してバランスの良い食事を行っているという同居生の方が塩分摂取量が多いという先行研究の知見と一致していたことに意味があると考えられる。今回は、大学生における塩分摂取の自覚の調査という形式においても先行研究と同様な結果が現れていた。一人暮らし、同居の群分けを研究者が無作為に割り当てることはできないが、そのような中で本研究では傾向スコア法を用いることで、各群の共変量の分布をなるべく統制しながら、塩分摂取の自覚の差についての、暮らし方の違いによる因果効果を推定することができた。

本研究の課題も多い。まず、共変量については機械学習の結果からは、同居生の分類があまりできていなかったことが明らかになった。すなわち同居生の特徴をより示すことができる変数が不足しているということである。感度分析の結果からは、要因次第で結果が変わりやすいという傾向も示唆されたことから、変数を探すとともに、その変数を加えた場合に結果が頑健であるのかを考える必要があるだろう。また今回共変量として用いた Big-V や主観的幸福感と塩分摂取の自覚がどのように関連しているかは、本研究では踏み込めていない。これらの共変関係についてモデル化を行い、その構造や特徴を理解することも学生の減塩意識にアプローチするために重要であると考えられる。

最後に、本研究における一人暮らし群と家族と同居群における 2.984 点の平均値差は何を表しているだろうか。先行研究から試算した 0.6～4.1g/日の差（一人暮らし群 10.2g - 同居群 10.8g=0.6g と、同居群 14.3g - 一人暮らし群 10.2g=4.1g で算出）[3]であれば、実際の食塩摂取の量であることから、我が国の現状である 10.1g/日から目標値 8g までの差 2.1g に比較して十分大きな差異であると考えられる。しかし質問紙上の 3 点程の平均値差が示す差異は、これより曖昧である。ただし、この 3 点という得点は、今回用いた尺度における塩蔵品摂取品目や外食・中食の頻度について、全項目の

中から3項目を1段階減らす、またはある1項目について3段階頻度を減らすことができれば、同居生も一人暮らし生と同様な塩分摂取頻度となる可能性があると考えられることもできる。もちろん問題点で挙げたように、まだ議論の余地も多いものの、減塩意識に関する質問紙法のいくつかの項目の平均値を下げる取り組みは、減塩対策として効果的なのではないかと考える。この意味で新井・長谷川(2022)の質問項目は、学生の塩分摂取の自覚の程度を捉え、減塩意識に繋げる項目や指導材料として効果的に機能するものであろうと考えた。今後はこのような視点からも、大学生ないし国民の減塩意識について取り組んでいきたい。

文献

- [1] JASSO (2022). 学生生活調査.
- [2] 芦川修貳, 服部富子 (2013). 女子学生の食環境と食行動に関する一考察, 実践女子短期大学紀要, Vol.34, pp.69-81.
- [3] 江田真純, 河崙唯衣, 赤松利恵, 藤原葉子 (2021). 女子大学生の食費に対する態度と主食・主菜・副菜が揃った食事の摂取頻度の関連, 栄養学雑誌, Vol.79, No.3, pp.134 ~ 141.
- [4] Kakutani, Y., Kamiya, S., Omi, N. (2015). Association between the frequency of meals combining "Shushoku, Shusai, and Hukusai" (staple food, main dish, and side dish) and intake of nutrients and food groups among Japanese young adults aged 18-24 years: a cross-sectional study, J. Nutr. Sci. Vitaminol., Vol.61, pp.55-63.
- [5] Aggarwal, A., Rehm, C.D., Monsivais, P., Drewnowski, A. (2016). Importance of taste, nutrition, cost and convenience in relation to diet quality: Evidence of nutrition resilience among US adults using National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) 2007-2010, Preventive Medicine, Vol.90, pp.184-192.
- [6] 厚生労働省 (2020) 日本人の食事摂取基準 (2020年版).
- [7] 厚生労働省 (2022) 健康日本 21 (第二次) 最終評価報告書.
- [8] WHO (1947). 世界保健憲章.
- [9] WHO (2013). SIXTY-SIXTH WORLD HEALTH ASSEMBLY RESOLUTIONS AND DECISIONS ANNEXES.
- [10] Wang G, & Labarthe D. (2011). The cost-effectiveness of interventions designed to reduce sodium intake. J Hypertens. Vol.29, No.9, pp.1693-1699.
- [11] 新井波音, 長谷川陽子 (2022). 食品栄養科学学生における食塩摂取状況と減塩意識の関連性について, 鯉淵学園教育研究報告, 32, pp.29-35.
- [12] Haiyan, B. & Clark, M. H. (著), 大久保将貴, 黒川博文 (翻訳) (2023). 傾向スコア, 計量分析 One Point 共立出版
- [13] 星野崇宏 (2015). 傾向スコアを用いた調査研究からの因果効果の推定について, 社会と調査 Vol. 15. pp.122-128.
- [14] 星野崇宏 (2016). 統計的因果効果の基礎: 特に傾向スコアと操作変数を用いて岩波データサイエンス, Vol. 3. pp.62-90.
- [15] 星野崇宏 (2023). 行動計量学会第51回大会チュートリアルセミナー資料.
- [16] Sutin, A. R. & Terracciano, A. (2017) personality and Body Weight. パーソナリティ研究, Vol.26,

No.1, pp.1-11.

- [17] Chapman, B. P., Fiscella, K., Duberstein, P., Coletta, M., & Kawachi, I. (2009). Can the influence of childhood socioeconomic status on men's and women's adult body mass be explained by adult socioeconomic status or personality? Findings from a national sample. *Health Psychology*, 28, pp.419-427.
- [18] Magee, C. A., & Heaven, P. C. L. (2011). Big-Five personality factors, obesity and 2-year weight gain in Australian adults. *Journal of Research in Personality*, 45, pp.332-335.
- [19] Stin, A. R. & Terraciano, A. (2016). Personality traits and body mass index: Modifiers and mechanisms. *Psychology and Health*, 31, pp.259-275.
- [20] 堀毛一也 (2010) 主観的 well-being の規定因 菊池章夫・二宮克美・堀毛一也・斎藤耕二 (編). *ハンドブック社会科の心理学*. 川島書店.
- [21] Steel, P., Schmitt, J., & Schultz, J. (2008). Refining the relationship between personality and subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 134 (1), p
- [22] 小塩真司・阿部晋吾・カトローニ ピノ (2012). 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試みパーソナリティ研究 21 (1), pp.40-52.
- [23] 伊藤裕子・相良順子・池田政子・川浦康至 (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討, *心理学研究*, 74 (3), pp. 276-281.